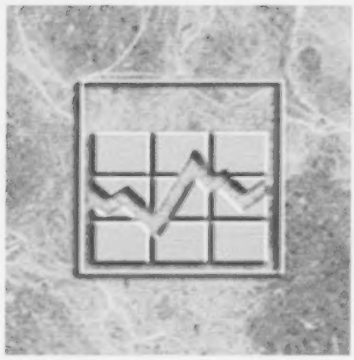
N° 75-004-M au catalogue — N° 001
ISBN 978-1-100-99983-8

Document analytique

Statistiques sur le travail

L'effet des interruptions involontaires d'emploi et de la scolarité sur le moment de la retraite



par Yves Carrière et Diane Galarneau

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit

Le produit n° 75-004-X au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2012

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada (http://www.statcan.gc.ca/reference/licence-fra.html).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, ses entreprises, ses administrations et les autres établissements. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0^s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
^{p}	provisoire
^{r}	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
^{E}	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

L'effet des interruptions involontaires d'emploi et de la scolarité sur le moment de la retraite

Yves Carrière et Diane Galarneau

Malgré une stagnation de l'âge moyen de la retraite, un article récent a démontré un report important de la retraite depuis 1997 (Carrière et Galarneau, 2011). En 2008, un Canadien de 50 ans occupant un emploi pouvait anticiper demeurer près de 16 années sur le marché du travail comparativement à 13 années onze ans plus tôt. Ce report favorise un plus grand équilibre entre la longévité accrue et le nombre d'années passées à la retraite. Dans la mesure où la santé des travailleurs leur permet de demeurer actifs et que des emplois sont disponibles, ce report pourrait faciliter le transfert des connaissances et du capital humain, amoindrir le choc économique du vieillissement et profiter aux travailleurs peu préparés financièrement pour la retraite (Burnioux et coll., 2004; Groupe d'experts sur les travailleurs âgés, 2008; Denton et Spencer, 2009; Mintz, 2009 ; Hering et Klassen, 2010; Hicks, 2011, 2012 ;).

Ce premier article utilisait le concept de durée anticipée de vie en emploi dérivé de façon semblable à celui de l'espérance de vie (Bélanger et Larrivée, 1992; Denton, Feaver et Spencer, 2009). La principale différence entre ces deux concepts tient au fait qu'en plus des décès, la durée anticipée de vie en emploi tient compte des fins d'emploi pour raison de retraites telles que recueillies par l'Enquête sur la population active (EPA) de 1997 à 2010.

Cet article semblait donc indiquer un changement de comportement important des Canadiens face à la retraite. Cependant, il ne tenait compte que des retraites déclarées par les répondants de l'EPA. Qu'adviendrait-il à l'estimation du report de la retraite si en plus de ces retraites « volontaires », l'on tenait compte des fins d'emploi susceptibles de pousser les travailleurs vers la retraite ?

Lorsque certains évènements, comme une mise à pied, une maladie, une incapacité ou le fait de devoir s'occuper d'un proche, surviennent en fin de carrière, ces facteurs sont susceptibles d'inciter les travailleurs à quitter définitivement le marché du travail et à prendre ce qu'il convient d'appeler une retraite « involontaire ». Les travailleurs touchés peuvent donc être incités à devancer le moment de leur retraite. (Chan et Stevens, 1999 ; Chan et Stevens, 2002 ; Neil et Schirle, 2007 ; Brzozowski et Crossley, 2010 ; Finnie et Gray, 2011 ; Baldwin, 2011). La prise en compte de ces retraites aura donc pour effet de réduire la durée anticipée de vie en emploi. Sous certaines hypothèses (voir Critères de sélection des retraites autres que volontaires), cet article évalue l'impact de ces facteurs sur la durée anticipée de vie en emploi.

La probabilité de perdre ou de retrouver un emploi est en partie liée aux caractéristiques socio-économiques des travailleurs (Bernard et Galarneau, 2010 ; Morissette et coll., 2007). Parmi celles-ci, la scolarité apparaît comme un élément important étant souvent associée à un certain niveau de compétence ainsi qu'à certains types d'emploi. Elle est de plus étroitement associée au revenu et à la richesse, des éléments importants dans la décision de prendre ou non sa retraite. La durée anticipée de vie en emploi sera donc aussi présentée par niveau de scolarité.

En fait, que la retraite soit volontaire ou non, l'effet d'une scolarité accrue sur le moment de la retraite n'est pas clair. D'une part, on pourrait penser que les travailleurs plus scolarisés reportent davantage le moment de leur retraite, parce qu'ils sont en moyenne en meilleure santé ; détiennent des emplois moins exigeants physiquement ; et sont dans des industries où les horaires et conditions de travail sont plus flexibles. Par ailleurs, les travailleurs plus scolarisés ont souvent des gains d'emploi et un niveau de richesse supérieurs aux travailleurs moins scolarisés et sont plus susceptibles d'être couverts par un régime de retraite. Cet effet de richesse pourrait donc au contraire les inciter à prendre une retraite plus tôt[1].

Le niveau de scolarité semble également lié à l'espérance de vie, les travailleurs moins scolarisés ayant une espérance de vie plus courte (Wilkins et coll., 2008). Cela signifie qu'à durée anticipée de vie en emploi équivalente, les travailleurs moins scolarisés pourraient passer moins d'années à la retraite. Pour cette raison, on examinera également la durée anticipée de la retraite par niveau de scolarité.

Une autre question d'intérêt quand on constate le report de la retraite porte sur la valeur de ces années en heures. Autrement dit, l'effet du report de 3 années de la retraite observé depuis la fin des années 1990 pourrait-il être en partie diminué par une baisse des heures hebdomadaires moyennes ? Cette question est importante étant donné l'effet possible sur la croissance économique d'une baisse des heures en raison du vieillissement. Pour y répondre, on convertit la durée anticipée de vie en emploi en équivalents à temps plein (ÉTP) et on compare les deux mesures pour l'ensemble et par niveau de scolarité

1 D'autres caractéristiques telles que l'état de santé, l'état matrimonial, la syndicalisation, le statut d'immigrant, le fait d'être travailleur autonome ou employé et l'ancienneté sont également susceptibles d'avoir un effet sur le moment de la retraite (Schellenberg et Ostrovsky 2008). Le calcul de la durée anticipée de vie en emploi ne se prête pas à toutes ces caractéristiques puisque certaines sont appelées à changer dans le temps tandis que le niveau de scolarité a l'avantage de changer peu après 50 ans.

Encadré - Critères de sélection des retraites autres que volontaires

Cet article examine l'effet de certains facteurs poussant les travailleurs à prendre leur retraite. À partir de la question de l'EPA sur la raison de la fin d'emploi, il est possible de sélectionner les fins d'emploi liées à la conjoncture économique, à la maladie ou à l'invalidité ou encore aux responsabilités personnelles et familiales. Cependant, on ne peut savoir si ces fins d'emploi mènent réellement à la retraite. Il faut donc établir certains critères.

Il est important de mentionner qu'avant 1997, le code correspondant aux « mises à pied » comportait également un nombre important de fins d'emploi saisonnier, temporaire et occasionnel. Les fins d'emploi temporaire et occasionnel peuvent être liées à la conjoncture économique. Il est cependant peu avisé de traiter les fins d'emploi saisonnier comme des retraites. Afin de les exclure, la série sur les retraites autres que volontaires débute en 1997. Les fins d'emploi pour raisons économiques incluent donc les fins d'emploi temporaire, occasionnel de même que les mises à pied liées au déménagement de la compagnie, parce que la compagnie n'est plus en affaire ou qu'elle éprouve des difficultés financières.

Même si les femmes sont susceptibles de prendre leur retraite plus tôt (Shellenberg et Ostrovsky, 2008), les mêmes critères ont été appliqués pour les deux sexes. Ceci évite d'avoir des résultats qui découlent des hypothèses de départ. Par ailleurs, le fait d'être une femme ou un homme ne semble pas avoir un impact significatif sur la probabilité de prendre sa retraite lorsque l'état de santé se détériore (Schirle, 2010).

Différents critères ont été testés[2]. Comme il y a peu de personnes qui prennent une retraite volontaire avant l'âge de 55 ans, le nombre de retraites involontaires avant cet âge a été établit à 0. Pour être considérées comme retraitées, les personnes touchées devaient être inactives (hors du marché du travail), ne pas chercher de travail, ne pas être disponibles, ne pas vouloir travailler et ne pas s'attendre à être rappelées. Les chômeurs ne pouvaient donc pas être considérés comme retraités. Les critères ont été maintenus constants dans le temps et sont les suivants :

1. 55 à 59 ans : sont hors de la population active, sont sans emploi depuis au moins 3 mois, ne cherchent pas, ne sont pas disponibles, ne s'attendent pas à être rappelés et ne veulent pas travailler.
2. 60 ans et plus : sont hors de la population active, n'ont aucun critère de durée minimale sans emploi, ne cherchent pas, ne sont pas disponibles, ne s'attendent pas à être rappelés et ne veulent pas travailler.

Selon ces critères (Tableau 1) et pour l'ensemble de la période, 15% des fins d'emploi pour raisons économiques mèneraient à la retraite chez les hommes et 21% chez les femmes. Plus les fins d'emploi surviennent à un âge avancé, plus le nombre de retraites est élevé et ce d'autant plus s'il s'agit d'une fin d'emploi touchant une femme.

Sur l'ensemble des retraites découlant de la conjoncture économique, environ la moitié résultent de la fin d'un emploi temporaire, le tiers, d'une mise à pied, et environ 20 %, de la fin d'un emploi occasionnel. La proportion des retraites découlant d'une mise à pied varie peu selon les années, c'est pourquoi les proportions sont présentées sous forme de moyenne sur l'ensemble de la période.

Par ailleurs, un peu moins de la moitié des fins d'emploi pour raisons de santé ont été sélectionnées comme retraites. La proportion augmente avec l'âge et est semblable par sexe.

Environ 4 fins d'emploi pour responsabilités personnelles et familiales sur dix ont été sélectionnées comme retraites. Plus les fins d'emploi touchent des travailleurs âgés, plus elles sont susceptibles d'être considérées comme des retraites. Des proportions semblables d'hommes et de femmes qui rapportent des fins d'emploi de ce type ont été sélectionnées comme retraités.

2. Par exemple, nous avons testé différents critères d'âge (55 ans et plus; 58 ans et plus; 55 à 59 ans; 60 à 64 ans; 65 à 69 ans) et de durée sans emploi (3 mois et plus et 6 mois et plus). Nous avons sélectionné uniquement les travailleurs ne cherchant pas d'emploi de façon à exclure les chômeurs. Le fait d'utiliser un scénario plus contraignant, par exemple, pour lequel la durée sans emploi était de 6 mois au lieu de 3 mois faisait augmenter la durée anticipée de vie en emploi de façon marginale (de 0,2 à 0,4 an chez les hommes et de 0,4 à 0,5 an chez les femmes). Les tendances dans le temps étaient cependant les mêmes quels que soient les critères.

Encadré - Critères de sélection des retraites autres que volontaires (suite)

Tableau 1 Proportion de l'ensemble des travailleurs sélectionnés comme retraités, selon les raisons de fin d'emploi[1], 1998 à 2009

	Groupe d'âge					
	50 ans et plus	50 à 54 ans[2]	55 à 59 ans	60 à 64 ans	65 à 69 ans	70 ans et plus
	pourcentage					
Conjoncture économique						
Les deux sexes	17	0	15	33	61	79
Hommes	15	0	10	27	54	73
Femmes	21	0	21	41	72	87
Raisons de santé						
Les deux sexes	47	0	53	83	95	99
Hommes	50	0	50	82	94	98
Femmes	44	0	56	85	96	100
Responsabilités personnelles et familiales						
Les deux sexes	37	0	44	77	94	94
Hommes	40	0	37	72	98	95
Femmes	36	0	46	79	91	92

1. Comprend la conjoncture économique, les raisons de santé, et les responsabilités personnelles et familiales.
2. Peu de personnes prennent une retraite volontaire avant 55 ans, donc, le nombre de retraites involontaires entre 50 et 54 ans a été établi à 0.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active, 1997 à 2010.

Des évènements susceptibles de pousser les gens vers la retraite

À partir de la question servant à identifier les retraites dans l'EPA (voir Source de données, définitions et méthode), il est possible de connaître les fins d'emploi liées à la conjoncture économique, à la maladie, à l'incapacité, de même qu'aux obligations familiales des travailleurs. Compte tenu du questionnaire de l'EPA, il est toutefois impossible de déterminer si les personnes touchées par ces fins d'emploi ont réellement pris leur retraite. Il faut donc établir certains critères selon lesquels les travailleurs seraient amenés à se retirer de façon définitive du marché du travail après avoir été touchés par l'un ou l'autre de ces évènements.

Il va de soi que les retraites volontaires constituent la grande majorité des retraites retenues pour le calcul de la durée anticipée de vie en emploi, soit plus des trois quarts (tableau 2). Les critères permettant d'identifier les retraites découlant de causes involontaires ont été inspirés d'études sur le sujet (Chan et Stevens, 2002 ; Neil et Schirle, 2007 ; Finnie et Gray, 2011). Certaines estimations établissent la proportion des retraites autres que volontaires à environ 25% de l'ensemble des retraites à survenir en une année (Schellenberg et Ostrovsky, 2008) ce qui est comparable aux résultats obtenus dans la présente étude. Ainsi, un peu plus de 1 retraite sur 10 était liée à la conjoncture économique, 9% à une détérioration de l'état de santé et 3% étaient liées aux responsabilités personnelles et familiales (pour plus de détails voir *Critères de sélection des retraites autres que volontaires*).

Tableau 2 Types de retraite selon le sexe, proportions moyennes de 1997 à 2009

	Ensemble	Hommes	Femmes
		pourcentage	
Types de retraite	100	100	100
Volontaires	77	79	74
Liées aux conditions économiques	12	11	14
Liées à la santé/invalidité	9	9	9
Liées aux responsabilités familiales	2	1	3

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active, 1997 à 2009.

L'impact non négligeable des conditions économiques sur la durée anticipée de vie en emploi

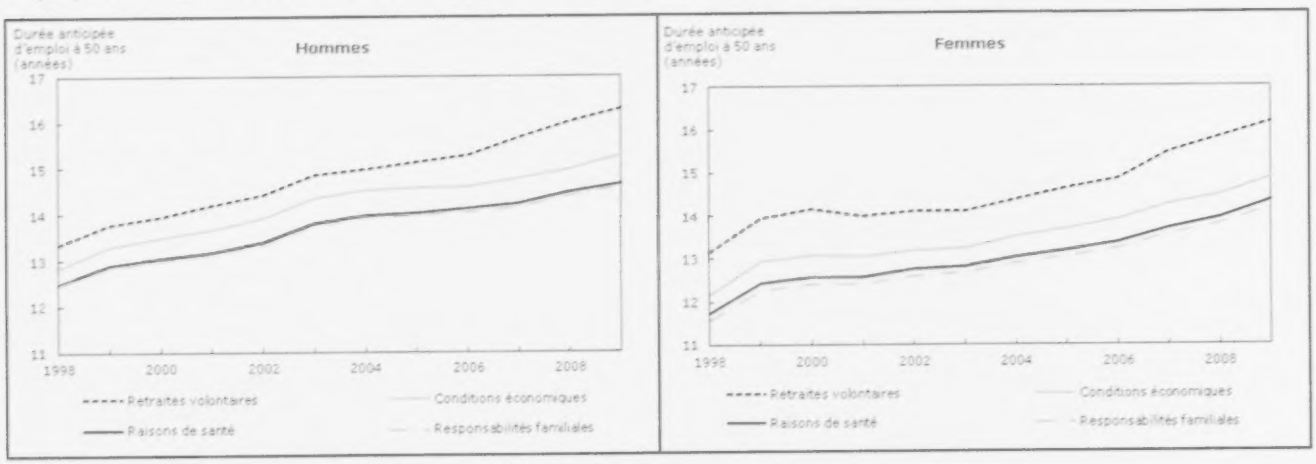
On convient habituellement qu'un travailleur âgé est moins susceptible de perdre son emploi (Bernard et Galarneau, 2009 ; Morissette, Zhang et Frenette, 2007). Cependant lorsqu'il fait face à une mise à pied, il met souvent plus de temps à retrouver un emploi et subit en moyenne des pertes salariales substantielles et persistantes (Chan et Stevens, 2001 ; Morissette et coll., 2007 ; Brzozowski et Crossley, 2010).

Les plus longues périodes de chômage, les opportunités d'emploi plus rares, le coût élevé de la recherche d'emploi, un état de santé potentiellement plus fragile, une relative aisance financière et une possible discrimination fondée sur l'âge pourraient se traduire par le retrait définitif du marché du travail de certains travailleurs mis à pied. Également, les travailleurs âgés possèdent souvent des caractéristiques spécifiques à un employeur ou à une industrie, ce qui peut diminuer leur mobilité et réduire leurs opportunités d'emploi. Les travailleurs âgés sont effectivement moins susceptibles que les plus jeunes de suivre une formation en emploi (Park, 2012)[3] ou de retourner aux études pour mettre à jour leurs compétences étant donné le peu d'années pendant lesquelles ils peuvent amortir leur investissement.

En principe, l'effet d'une mise à pied sur la décision de prendre sa retraite n'est pas claire. À la suite d'un tel choc, la perte salariale, l'interruption d'accumulation de fonds de pensions et la perte d'avantages non salariaux (l'effet revenu) pourraient inciter à demeurer sur le marché du travail afin de compenser ces pertes financières. Cependant le coût relatif moindre du loisir en raison des pertes salariales (effet substitution) pourrait au contraire inciter à devancer le moment de la retraite (Chan et Stevens, 1999 ; Brzozowski et Crossley, 2010).

Dans les faits toutefois, les travailleurs mis à pied prennent leur retraite à un taux significativement plus élevé que les travailleurs non mis à pied ayant des caractéristiques semblables (Chan et Stevens, 2002 ; Neil et Schirle, 2007 ; Finnie et Gray, 2011). Ils semblent donc devancer le moment de leur retraite. Cet effet semble varier selon l'âge et le sexe. Plus les travailleurs mis à pied sont âgés, plus ils sont susceptibles de prendre leur retraite. Cet effet d'âge est d'autant plus important que le travailleur est une femme.[4]

Graphique 1 : L'ensemble des retraites involontaires pourraient diminuer la durée anticipée de vie en emploi de près de 2 années



Source : Source : Tables de vie en emploi créées à partir de l'EPA 1997 à 2010

Le fait d'ajouter des fins d'emploi involontaires (aux retraites volontaires) réduit évidemment la durée anticipée de vie en emploi. Si l'on tient compte uniquement des retraites volontaires, la durée anticipée de vie en emploi à 50 ans en 2009 est de 16,3 années pour les hommes et de 16,1 années pour les femmes. Les fins d'emploi liées à la conjoncture économique réduiraient la durée de 1,0 et 1,2 an respectivement, les valeurs seraient ainsi de 15,3 ans pour les hommes et de 14,9 ans pour les femmes (graphique 1). L'impact tend à augmenter avec le temps, puisque la conjoncture amputait la durée anticipée de vie en emploi d'une demi-année seulement en 1998 chez les hommes et de 1,0 année pour les femmes.

3 La proportion de travailleurs âgés qui suivent une formation est cependant à la hausse dans l'ensemble de la population employée. Il n'est toutefois pas certain que cette hausse ait été observée chez les personnes mises à pied.

4 Par exemple, dans l'étude de Finnie et Gray (2011), qui étudiaient les conséquences des mises à pied chez les travailleurs âgés ayant un fort lien au marché du travail, l'année suivant la mise à pied, près de 13 % des hommes et 15 % des femmes de 45 à 59 ans avaient comme source principale de revenu, des prestations de retraite de régimes privés (autrement dit, cette source représentait au moins 50 % de leur revenu total). Lorsqu'âgés de 60 à 64 ans, 38 % des hommes et 46 % des femmes avaient comme principale source de revenu des prestations de retraite de régimes privés et publics réunis. Ces proportions correspondent à celles d'une population spécifique et il est possible que pour l'ensemble des travailleurs, ayant un lien plus faible au marché du travail, la proportion des personnes mises à pied ayant décidé de prendre leur retraite soit plus élevée. En se basant sur ces résultats empiriques, nous avons établi certains critères selon lesquels les travailleurs mis à pied seraient considérés comme retraités. Pour plus de détails sur ces critères, consulter *Critères de sélection des retraites autres que volontaires*.

L'effet moindre de la maladie et de l'invalidité

Il existe un consensus quant à l'effet négatif et significatif d'une mauvaise santé sur la probabilité de demeurer actif sur le marché du travail (Campolieti, 2002 ; Han, Crossley et Schellhorn, 2005). Le fait d'avoir une mauvaise santé inciterait les travailleurs à prendre leur retraite entre 1 et 2 années plus tôt que les personnes ayant une très bonne santé (Park, 2010). Ce concensus existe d'ailleurs dans plusieurs pays tels que la Grande-Bretagne, l'Espagne et l'Australie (Bruce, 2007).

Les retraites pour raisons de santé - telles que définies dans cet article - réduisent l'espérance de vie en emploi de près d'une demi-année. Ainsi, si on tient compte des retraites volontaires, de celles découlant de la conjoncture et des problèmes de santé, la durée anticipée de vie en emploi serait de 14,7 ans pour les hommes et de 14,3 ans pour les femmes. Comme c'était le cas des retraites liées à la conjoncture économique, les retraites liées à la santé ont un effet croissant chez les hommes. La réduction pour raisons de santé n'était que de 0,3 an en 1998 chez ces derniers. Chez les femmes, l'effet est stable sur toute la période d'observation.

Par ailleurs, en raison du vieillissement démographique, de plus en plus de personnes âgées connaîtront une perte d'autonomie et seront appelées à recevoir des services de maintien à domicile (Keefe et coll., 2007). Les aînés en perte d'autonomie dépendent largement du réseau informel pour combler leurs besoins (Lafrenière, Carrière, Martel et Bélanger, 2003). Ce sont donc les proches qui prodiguent une grande partie des soins à leurs aînés. Cette situation ne touche pas que les femmes, même si elles sont plus nombreuses que les hommes à remplir ce rôle.

L'augmentation des besoins des aînés, jumelée à la hausse des taux d'activité des Canadiens de 50 ans et plus, devrait se traduire en une proportion croissante de travailleurs devant prodiguer des soins à un aîné. En 2007, on comptait déjà 1 personne de 45 ans et plus sur 5 dans cette situation (Vézina et Turcotte, 2008).

Le fait de prodiguer des soins affecte la vie familiale, la productivité au travail et complique la conciliation travail-vie personnelle (Duxbury, 2009). Ceci parfois au point de devoir quitter son emploi. Cette raison a en effet été invoquée par 8 % des retraités selon l'Enquête sociale générale de 2002 (Baldwin, 2011).

La prise en compte des retraites potentielles liées aux responsabilités familiales a un effet marginal sur la durée anticipée de vie en emploi, et ce tant chez les hommes que chez les femmes. Ces retraites réduisaient la durée anticipée de vie en emploi de 0,1 année seulement en 2009, soit un effet comparable à celui de 1998. L'effet pourrait toutefois s'accroître dans l'avenir avec l'accélération du vieillissement.

Ainsi, l'effet global des facteurs poussant les travailleurs à la retraite réduirait la durée anticipée de vie en emploi potentielle de 1,7 an chez les hommes et de 1,9 an chez les femmes. Chez les hommes, l'effet des retraites « involontaires » est deux fois plus important en 2009 (1,7 an) qu'il ne l'était en 1998 (0,8 an). Chez les femmes, l'effet est relativement stable. Il passe de 1,6 an en 1998 à 1,9 an en 2009.

Le report de la retraite depuis la fin des années 1990, qui avait été estimé à 3 années en prenant en compte uniquement les retraites volontaires, serait donc réduit à 2,1 ans chez les hommes et à 2,6 ans chez les femmes lorsque les facteurs poussant les travailleurs à prendre une retraite « involontaire » sont pris en compte. La durée anticipée de vie en emploi à 50 ans lorsque les retraites involontaires sont également prises en compte serait en effet passée de 12,5 ans à 14,6 ans chez les hommes et de 11,6 ans à 14,2 ans chez les femmes durant la même période.

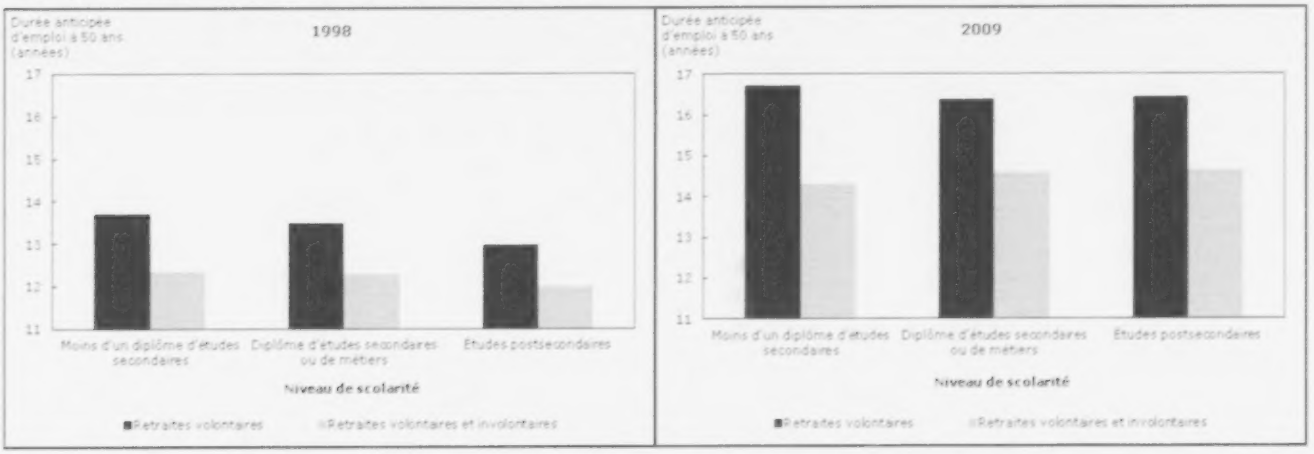
Il est important de noter que l'on constate un report de la retraite, quelle que soit la définition de retraite retenue. Depuis 1998, chez les hommes, le gain de durée anticipée de vie en emploi est de 22 % si l'on ne considère que les retraites « volontaires » et de 17 % si les retraites involontaires sont également incluses. Chez les femmes, quelle que soit la définition retenue, ce gain est estimé à 22 %.

Impact plus important chez les travailleurs peu scolarisés

Plusieurs facteurs laissent croire que les travailleurs peu scolarisés pourraient être plus susceptibles de prendre une retraite involontaire à la suite d'une perte d'emploi liée aux conditions économiques ou à un mauvais état de santé. Étant donné leur plus faible scolarité et leurs compétences souvent peu polyvalentes, ces travailleurs sont plus susceptibles que les plus scolarisés de voir leur période de recherche d'emploi s'allonger (Dubé, 2004) et peut-être de devoir y mettre fin en raison de leurs plus faibles opportunités d'emploi. Cet effet pourrait même être exacerbé dans le contexte actuel de forte compétitivité, de mondialisation et de demande accrue de compétences.

Une fois à la retraite, étant donné leurs gains d'emploi souvent plus faibles, ces travailleurs sont admissibles à un taux de remplacement de leurs gains d'emploi relativement plus élevé de la part du système public de revenu de retraite (soit la sécurité de la vieillesse et le régime de pensions du Canada ou la régie des rentes du Québec) ce qui peut constituer un incitatif additionnel à la retraite (Larochelle-Côté, Myles et Picot, 2010).

Graphique 2 : L'effet des facteurs poussant les travailleurs vers la retraite est légèrement plus prononcé chez les moins scolarisés



Source : Tables d'espérance de vie en emploi créées à partir de l'EPA 1997 à 2010 et quotients de mortalité par niveau de scolarité estimés à partir des recensements de 1991 à 2006 (Wilkins et coll., 2008)

Pour calculer la durée anticipée de vie en emploi par niveau de scolarité, nous avons d'abord estimé les probabilités de décès selon chaque niveau de scolarité à partir des tables de mortalité produites par Wilkins et coll. (2008). Ces derniers avaient été en mesure de produire des tables de mortalité par niveau de scolarité en utilisant les données de l'étude canadienne de suivi de la mortalité pour la période 1991 à 2006. Nous avons ensuite réparti les retraités et l'emploi selon chaque niveau de scolarité pour estimer les taux de retraite. Étant donné le faible nombre de retraites par année d'âge dans l'EPA, il est impossible de présenter les tendances par sexe.

Que l'on tienne compte des retraites volontaires seulement ou bien de l'ensemble des retraites, peu de tendances claires se dégagent de l'indicateur de durée anticipée de vie en emploi par niveau de scolarité. Seul constat, cet indicateur est à la hausse depuis 1998 pour tous les niveaux de scolarité et tous les types de retraite (graphique 2).

En 2009, la durée anticipée de vie en emploi à 50 ans, lorsque seules les retraites volontaires sont prises en compte, correspondait à un peu plus de 16 années pour les travailleurs des trois niveaux de scolarité. Les travailleurs détenant moins d'un diplôme secondaire affichaient une durée légèrement supérieure, soit de 16,7 années comparativement à 16,4 années pour ceux qui détenaient un diplôme d'études secondaires ou postsecondaires.

Les retraites involontaires, telles que définies ici, réduisent la durée anticipée de vie en emploi potentielle des travailleurs de chacun des niveaux de scolarité. Par contre, la réduction est légèrement plus importante pour les personnes peu scolarisées qui affichaient une durée de 14,3 années, soit une réduction de 14% ou 2,4 années par rapport à la durée obtenue avec les retraites volontaires seulement. Les travailleurs plus scolarisés affichent une durée de 14,6 ans, soit une réduction de 11% ou 1,8 an par rapport aux retraites volontaires seulement.

L'effet des retraites involontaires s'est accentué depuis 1998 puisqu'alors elles réduisaient la durée anticipée de vie en emploi potentielle de 8% à 10%. Précisons que cet effet plus marqué récemment pourrait être lié à la récession économique de 2008 qui a eu pour effet d'accroître le nombre de mises à pied et de rendre plus incertain le retour en emploi.

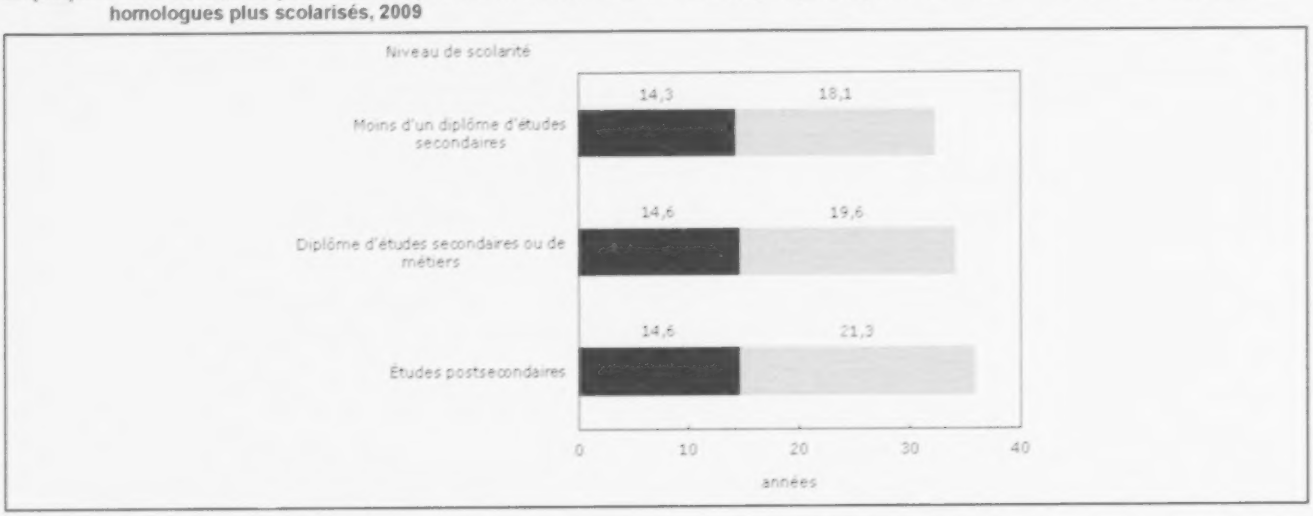
Durée anticipée de la retraite plus courte chez les travailleurs moins scolarisés

Comme les travailleurs peu scolarisés ont une espérance de vie plus courte[5] et qu'ils ont une durée anticipée de vie en emploi comparable à leurs homologues plus scolarisés, ces travailleurs sont également ceux pour lesquels la durée anticipée de la retraite devrait être la plus courte. Si l'on tient compte uniquement des taux de retraites volontaires des travailleurs de 50 ans en 2009, les moins scolarisés pourraient en effet s'attendre à passer moins d'années à la retraite, soit 16 années comparativement à 18 et 20 ans pour leurs homologues des niveaux de scolarité plus élevés.

Si l'on tient compte à la fois des retraites involontaires, cela accroît la durée anticipée de la retraite. Les moins scolarisés affichent encore une fois une durée anticipée plus faible, soit 18 années comparativement à 20 et 21 années pour leurs homologues plus scolarisés (graphique 3).

5 Par exemple, en 2009 l'estimation de l'espérance de vie à 50 ans, sexes réunis, était de 32,5 ans chez les personnes ayant moins d'un diplôme d'études secondaires, de 34,2 ans chez celles détenant un diplôme secondaire, et de 36,0 ans pour celles ayant un diplôme d'études postsecondaires.

Graphique 3 : Les travailleurs peu scolarisés peuvent s'attendre à vivre moins longtemps et à passer moins d'années à la retraite que leurs homologues plus scolarisés, 2009



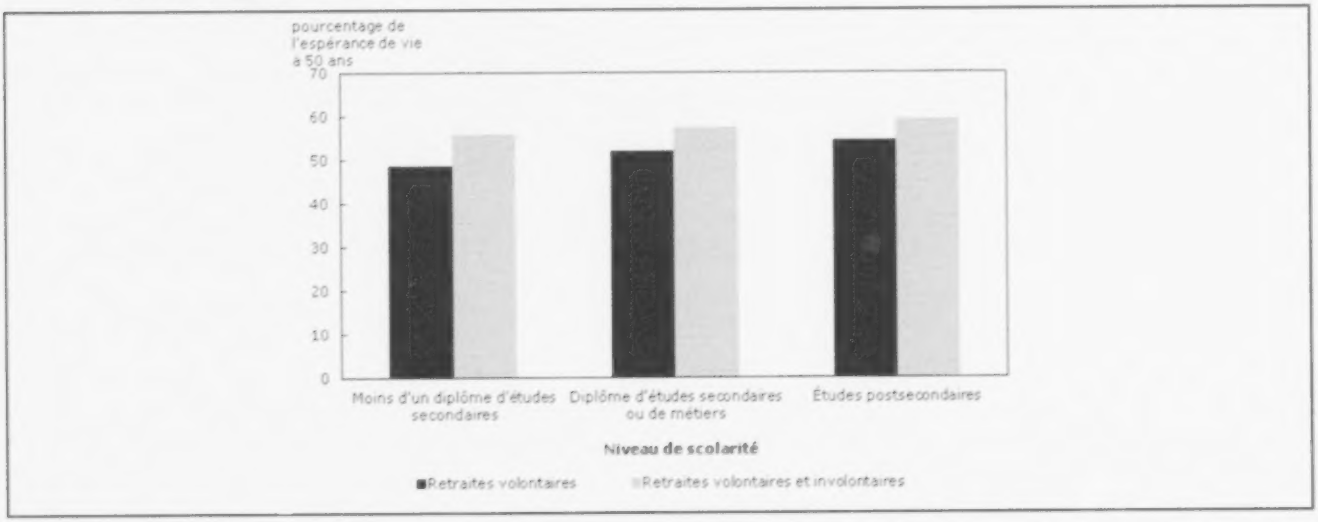
Source : Tables d'espérance de vie en emploi créées à partir de l'EPA 1997 à 2010 et quotients de mortalité par niveau de scolarité estimés à partir des recensements de 1991 à 2006 (Wilkins et coll., 2008)

Lorsqu'on exprime la durée anticipée de la retraite en proportion de l'espérance de vie totale à 50 ans, la proportion des années à vivre à la retraite diminue pour les travailleurs des trois niveaux de scolarité depuis 1998, et ce, que l'on tienne compte des retraites volontaires seulement ou des retraites involontaires également. La baisse varie de 4 à 8 points de pourcentage selon le niveau de scolarité, quel que soit le type de retraite retenu (données non montrées).

Cette baisse n'est toutefois pas le résultat d'une diminution de la durée anticipée de la retraite, mais bien d'une croissance de la durée anticipée de vie en emploi. En effet, le nombre d'années que l'on pourrait s'attendre à passer à la retraite est relativement stable depuis 1998 pour chacun des niveaux de scolarité.

Quelle que soit la définition de retraite retenue, les travailleurs moins scolarisés peuvent s'attendre à passer une plus faible proportion de leurs années à vivre à partir de 50 ans à la retraite (graphique 4). Si l'on ne tient compte que des retraites volontaires, en 2009, l'écart par niveau de scolarité est relativement plus substantiel, les moins scolarisés pouvant s'attendre à passer 49 % de leurs années restantes à la retraite, comparativement à 52 % et 54 % pour leurs homologues plus scolarisés.

Graphique 4 : La durée anticipée de la retraite en proportion de l'espérance de vie à 50 ans est légèrement plus courte pour les moins scolarisés, 2009



Source : Tables d'espérance de vie en emploi créées à partir de l'EPA 1997 à 2010 et quotients de mortalité par niveau de scolarité estimés à partir des recensements de 1991 à 2006 (Wilkins et coll., 2008)

Les travailleurs qui sont poussés vers la retraite devancent le moment où ils quitteront définitivement le marché du travail. Ils se retrouvent donc avec une durée anticipée de la retraite plus longue. Puisque les faiblement scolarisés sont plus touchés par les retraites involontaires, cela accroît davantage leur proportion des années à vivre après 50 ans à la retraite, réduisant d'autant l'écart par niveau de scolarité. Par exemple, en 2009, la part des années vécues à la retraite était de 56 % chez ces derniers, comparativement à 57 % pour les détenteurs d'un DES et à 59 % pour ceux ayant fait des études postsecondaire.

Encadré - Un faible écart contre intuitif

Le peu d'écart de durée anticipée de vie en emploi par niveau de scolarité peut paraître contre intuitif étant donné les écarts importants des taux d'emploi par niveau de scolarité entre 50 et 70 ans (Tableau 3). Il faut se rappeler que les durées anticipées de vie en emploi avant la prise de la retraite sont des estimations conditionnelles à ce qu'une personne occupe un emploi à 50 ans. Ce peu d'écart signifie alors qu'une fois en emploi, les travailleurs âgés de 50 ans y restent un nombre d'années comparable, et ce quel que soit leur niveau de scolarité.

Tableau 3 Taux d'emploi par âge et niveau de scolarité, 50 ans et plus, 1991 et 2009

	1991	2009
	pourcentage	
50 à 54 ans		
Moins d'un diplôme d'études secondaires	59.3	61.7
Diplôme d'études secondaires ou de métiers	74.5	78.4
Études postsecondaires	82.5	83.6
55 à 59 ans		
Moins d'un diplôme d'études secondaires	49.0	51.6
Diplôme d'études secondaires ou de métiers	59.9	65.8
Études postsecondaires	66.8	72.8
60 à 64 ans		
Moins d'un diplôme d'études secondaires	27.0	34.5
Diplôme d'études secondaires ou de métiers	35.6	47.4
Études postsecondaires	44.1	52.4
65 à 69 ans		
Moins d'un diplôme d'études secondaires	8.5	13.6
Diplôme d'études secondaires ou de métiers	11.6	21.5
Études postsecondaires	18.4	27.1
70 ans et plus		
Moins d'un diplôme d'études secondaires	3.1	3.0
Diplôme d'études secondaires ou de métiers	4.6	5.0
Études postsecondaires	6.9	8.6

Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active, 1991 et 2009.

Il est cependant possible d'incorporer le taux d'emploi par niveau de scolarité dans le calcul de la durée anticipée de vie en emploi[6]. Ce concept correspond en quelque sorte à calculer l'apport au marché du travail de l'ensemble des personnes de 50 ans et plus par niveau de scolarité et non pas seulement des personnes qui occupent un emploi. Pour fins de démonstration, cet indicateur est calculé en tenant compte uniquement des retraites volontaires.

Il existe des écarts importants de taux d'emploi par niveau de scolarité et ce pour chacun des groupes d'âge après 50 ans. Les écarts tendent cependant à s'estomper à mesure que l'âge augmente. Par exemple, pour 2009, lorsqu'âgés entre 50 et 54 ans, l'écart de taux d'emploi entre le niveau de scolarité le plus faible et le plus élevé est de 22,2 points de pourcentage. Lorsqu'âgés entre 65 et 69 ans, il est de 13,5 points et à 70 ans et plus, il n'est plus que de 5,6 points.

6 Pour l'estimation des durées de vie en emploi, on construit des tables où toutes les personnes âgées de 50 ans sont considérées comme en emploi. On réduit par la suite l'effectif des 50 ans à chaque année d'âge en soustrayant le nombre de retraités ainsi que les décès. Afin de tenir compte du taux d'emploi différent par niveau de scolarité, on débute les tables à 50 ans par des effectifs identiques, mais auxquels on applique d'abord le taux d'emploi à 50 ans observé en une année donnée. De cette façon, les durées anticipées de vie en emploi sont en quelque sorte pondérées par le taux d'emploi différentiel selon le niveau de scolarité. Les résultats ainsi obtenus représentent plus adéquatement l'apport de ces différents groupes au marché de l'emploi canadien.

Encadré - Un faible écart contre intuitif (suite)

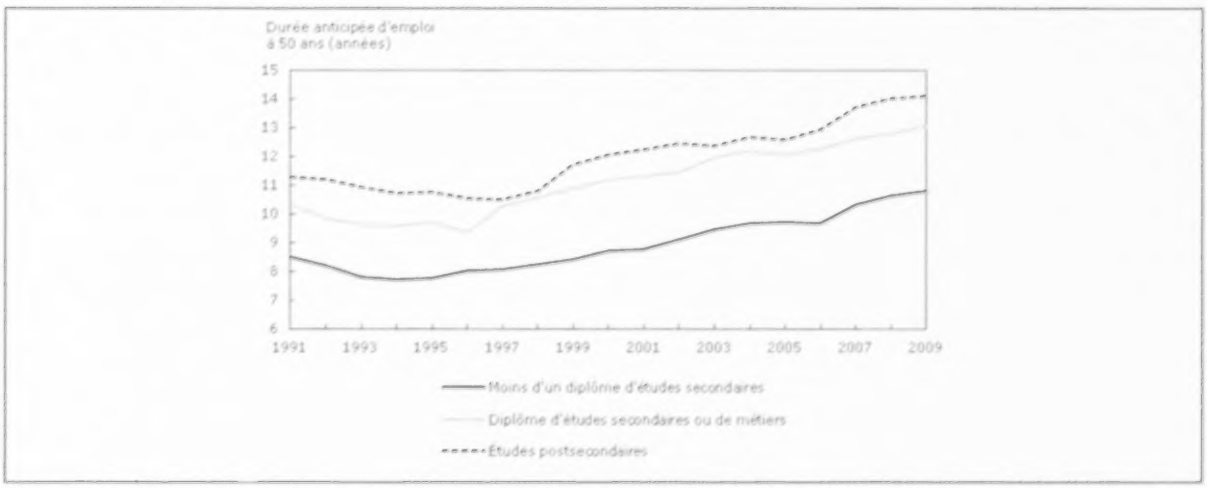
Lorsque les écarts de taux d'emploi par niveau de scolarité sont incorporés dans l'indicateur de durée anticipée de vie en emploi, des différences apparaissent (graphique 5).

Les travailleurs de 50 ans peu scolarisés sont ceux pour qui la durée anticipée de vie en emploi est la plus courte, soit 10,8 ans en 2009 contre 13,0 et 14,0 ans pour les travailleurs ayant un DES et ayant fait des études postsecondaires.

Les personnes de 50 ans peu scolarisées sont celles pour qui la durée anticipée de vie en emploi est la plus courte, soit 10,8 ans en 2009 contre 13,0 et 14,0 ans pour les travailleurs ayant un DES ou un diplôme d'études postsecondaires.

La hausse de la durée de vie en emploi depuis le milieu des années 1990 demeure cependant importante, et ce ,pour tous les niveaux de scolarité. Ce sont les travailleurs détenant le plus haut niveau de scolarité qui affichent la hausse la plus forte, soit 3,5 ans comparativement à 3,4 ans et 3,1 ans pour les travailleurs des deux niveaux de scolarité inférieurs.

Graphique 5 : Les travailleurs peu scolarisés peuvent s'attendre à vivre moins longtemps et à passer moins d'années à la retraite que leurs homologues plus scolarisés, 2009



Source : Tables d'espérance de vie en emploi créées à partir de l'EPA 1997 à 2010 et quotients de mortalité par niveau de scolarité estimés à partir des recensements de 1991 à 2006 (Wilkins et coll., 2008)

Mesurer le report de la retraite en heures travaillées

En vertu des résultats ci-dessus, on sait que le nombre d'années passées en emploi a augmenté d'environ 3 années-personnes, mais cela ne représente pas nécessairement un gain de trois années de travail à temps plein. Dans quelle mesure ce résultat change-t-il lorsque cet indicateur est exprimé en équivalents temps plein (ÉTP)?

Pour répondre à cette question, on a converti la durée anticipée de vie en emploi en équivalents à temps plein à partir du nombre d'heures moyen travaillées par les personnes de 50 ans et plus. On a établi qu'un équivalent à temps plein représentait 40,5 heures par semaine, ce qui correspond à la moyenne des heures habituelles pour les travailleurs à temps plein de 15 ans et plus en 2009[7].

Cette section compare donc la durée anticipée de vie en emploi exprimée en années-personnes et en ÉTP pour l'ensemble des retraités (volontaires et involontaires) en 1998 et 2009. Des conclusions semblables peuvent être tirées de l'analyse des retraités volontaires seulement. La principale différence étant que les durées sont plus élevées lorsque seules les retraites volontaires sont prises en compte.

7 Pour les besoins de l'exercice, nous avons utilisé les heures habituelles puisqu'elles fluctuent peu dans le temps. Si on avait utilisé les heures effectives, dont la moyenne en 2009 pour la population des 15 ans et plus est de 36,2, cela aurait fait augmenter le nombre d'équivalents à temps plein, mais les tendances auraient été les mêmes.

Cette comparaison mène à certains constats (Tableau 4). Par exemple, la durée anticipée de vie en emploi exprimée en ÉTP est inférieure à la mesure exprimée en années-personnes pour chacun des niveaux de scolarité. Ceci parce que les personnes de 50 ans et plus travaillent en moyenne moins d'heures par semaine que le seuil de 40,5 heures. Ainsi, en 2009, la durée anticipée de vie en emploi pour les travailleurs de tous les niveaux de scolarité était de 14,5 années-personnes mais de 12,9 ÉTP.

Tableau 4 Durée anticipée de vie en emploi à 50 ans, en années-personnes et en équivalents à temps plein, selon le niveau de scolarité, basé sur l'ensemble des retraites volontaires et involontaires, 1998 et 2009

	Années-personnes	Équivalents à temps plein	Écart
	années		%
Tous les niveaux de scolarité			
1998	12.1	11.2	7.4
2009	14.5	12.9	10.6
Croissance (%)	19.2	15.0	...
Moins d'un diplôme d'études secondaires			
1998	12.3	11.7	4.8
2009	14.3	13.3	6.7
Croissance (%)	16.0	13.6	...
Diplôme d'études secondaires ou de métiers			
1998	12.3	11.3	7.7
2009	14.6	13.1	9.9
Croissance (%)	18.7	15.9	...
Études postsecondaires			
1998	12.0	10.9	9.2
2009	14.6	12.8	12.6
Croissance (%)	22.2	17.5	...

... n'ayant pas lieu de figurer

Sources : Statistique Canada, Tables d'espérance de vie en emploi créées à partir de l'Enquête sur la population active de 1997 à 2010; Quotients de mortalité par niveau de scolarité estimés à partir des recensements de 1991 à 2006; Wilkins et coll., 2008.

Que l'on exprime la durée anticipée de vie en emploi en années-personnes ou en ÉTP, le report de la retraite est clair. Il est légèrement plus modeste s'il est exprimé en ÉTP, mais il est comparable selon les deux mesures pour les trois niveaux de scolarité. Pour l'ensemble des niveaux de scolarité, la durée anticipée de vie en emploi a augmenté de 2,4 années (19 %) entre 1998 et 2009 et de 1,7 année (15 %) si elle est exprimée en ÉTP.

Lorsqu'exprimé en ÉTP, le report de la retraite est légèrement inférieur à celui exprimé sous forme d'années-personnes. Il n'en demeure pas moins que la tendance à la hausse depuis le milieu des années 1990 est bien réelle. Cette conclusion vaut pour chaque niveau de scolarité. Quel que soit l'indicateur retenu — années-personnes ou ÉTP — la croissance depuis 1998 a été plus marquée parmi ceux ayant un niveau de scolarité plus élevé.

Conclusion

En utilisant le concept de durée anticipée de vie en emploi, un article récent avait démontré un report de 3 années de la retraite depuis la fin des années 1990. En 2009, un travailleur de 50 ans pouvait en effet s'attendre à demeurer plus de 16 années sur le marché du travail comparativement à 13 années auparavant.

Ce premier article ne tenait compte que des personnes ayant déclaré avoir pris une retraite dans l'Enquête sur la population active (EPA). Cependant certains facteurs comme une mise à pied, la maladie ou l'invalidité ou encore le fait de devoir s'occuper d'un proche peuvent aussi mener éventuellement à la retraite même si cela n'est pas rapporté comme tel dans l'EPA. Cet article a donc tenté de mesurer, sous certaines hypothèses, l'effet de ces retraites involontaires sur la durée anticipée de vie en emploi.

Le fait de tenir compte des retraites « involontaires » aurait un effet important puisque en 2009, cela aurait réduit la durée anticipée de vie en emploi de 1,7 an chez les hommes et de 1,9 année chez les femmes. La durée anticipée de vie en emploi pour un homme de 50 ans en 2009 passerait donc de 16,3 années lorsque seules les retraites volontaires sont prises en compte à 14,6 années lorsque les retraites involontaires sont également inclues. Chez les femmes, les durées correspondantes seraient de 16,1 années comparativement à 14,2 années.

Les pertes d'emploi liées à la conjoncture économique expliquent environ les deux tiers de cette baisse, alors que la maladie et les responsabilités familiales en expliqueraient le tiers. Chez les hommes, l'effet des pertes d'emploi liées à la conjoncture économique a doublé entre 1998 et 2009, alors qu'il est demeuré stable pour les femmes. Cet effet chez les hommes pourrait être en partie lié à la dernière récession. Les pertes d'emploi liées aux responsabilités familiales ont quant à elles un effet marginal. Celui-ci pourrait toutefois être appelé à augmenter étant donné l'accélération du vieillissement de la population.

Étant donné que les travailleurs peu scolarisés sont souvent plus vulnérables aux retraites involontaires, on a également examiné l'effet de ces retraits par niveau de scolarité. Les retraites involontaires - telles que définies ici - réduisent la durée anticipée de vie en emploi des travailleurs de chacun des niveaux de scolarité. Par contre, la réduction est légèrement plus importante pour les personnes peu scolarisées. Celles-ci affichaient une durée de 16,7 années si seules les retraites volontaires étaient prises en compte comparativement à 14,3 années pour l'ensemble des retraites. Cela constitue une réduction de 14 % ou de 2,4 années. En comparaison, les travailleurs des niveaux de scolarité plus élevés subissaient une réduction de 1,8 année ou de 11 %.

Une scolarité accrue n'aurait pas des effets positifs seulement sur la durée anticipée de vie en emploi. Il existe en effet des inégalités substantielles d'espérance de vie selon le niveau de scolarité. Celles-ci ne sont pas sans conséquence sur la durée anticipée de vie à la retraite. Un travailleur peu scolarisé de 50 ans peut anticiper passer, en moyenne, au moins 3 années de moins à la retraite que son homologue ayant fait des études postsecondaires. Une diminution de la proportion de Canadiens ayant un faible niveau de scolarité favoriserait donc également un report plus prononcé de la retraite tout en réduisant les écarts de durée anticipée de vie à la retraite.

Par ailleurs, bien qu'il y ait eu réduction du nombre moyen d'heures travaillées pour l'ensemble des travailleurs de 50 ans et plus, cela n'a pas freiné significativement l'effet du report de la retraite. Qu'il soit exprimé en années-personnes ou en équivalents à temps plein, le phénomène du report de la retraite est indiscutable et ce pour les travailleurs de chaque niveau de scolarité.

Les données témoignent donc d'un report substantiel de la retraite depuis le milieu des années 1990, quel que soit le niveau de scolarité et le type de retraite retenu. Compte tenu du ralentissement du taux de croissance de la population active dans les années à venir (Martel et coll., 2011), ce report pourrait réduire l'impact appréhendé du vieillissement démographique sur l'économie canadienne[8]. L'arrivée de cohortes plus scolarisées pourrait favoriser des taux d'emploi plus élevés à 50 ans et se traduire éventuellement par de nouvelles hausses de la durée anticipée de vie en emploi.

Les résultats montrent également l'impact des retraites involontaires sur le moment de prendre sa retraite. Le fléchissement de la durée anticipée de vie en emploi lié aux conditions économiques et à la santé des travailleurs a évidemment l'effet inverse sur la durée anticipée de vie à la retraite. Si elle n'est pas volontaire, la retraite peut aussi être synonyme de revenus de retraite moindres que prévus, de baisse du niveau de vie et d'augmentation des coûts pour les programmes de soutien au revenu. Ces résultats soulignent donc le rôle tant de la santé de l'économie que de la santé des travailleurs sur le report éventuel de la retraite, lui-même un moteur important de la croissance économique dans un contexte de vieillissement de la population .

8 L'impact du report de la retraite sur une société vieillissante sera d'autant plus positif si ce report résulte d'un choix volontaire. Cette analyse ne permet toutefois pas d'identifier les raisons qui expliquent le report de la retraite.

Encadré : Sources de données, méthode et définitions

Le présent article est basé sur l'Enquête sur la population active (EPA), réalisée mensuellement auprès d'environ 54 000 ménages. L'EPA fournit des renseignements sur les grandes tendances du marché du travail selon l'industrie et la profession, les heures travaillées, le taux d'activité et le taux de chômage.

L'EPA fournit également des informations sur le nombre de retraites par année. Ceci permet de calculer des taux de retraite qui servent à produire des tables de durée anticipée de vie en emploi. Ces tables indiquent le nombre d'années qu'un Canadien de 50 ans peut anticiper vivre en emploi avant de prendre sa retraite s'il connaissait les taux de retraite et de mortalité observés lors d'une année donnée.

Cette technique s'apparente à celle servant au calcul de l'espérance de vie. L'un de ses avantages est de permettre de dégager les tendances des travailleurs âgés face à la retraite sans que celles-ci soient influencées par la structure par âge de la population de 50 ans et plus (pour plus de détails sur cette technique, voir Carrière et Galarneau, 2011; Denton, Feaver et Spencer, 2009; Bélanger et Larrivée, 1992;).

Les tables de vie en emploi sont fondées sur la population âgée entre 50 et 80 ans puisqu'il s'agit du groupe d'âge pour lequel on observe la plupart des retraites. Les données portant sur les Territoires du Nord-Ouest, le Yukon et le Nunavut ont été exclues. Les conclusions de cette étude sont donc uniquement valables pour les dix provinces.

Retraites

Le nombre de retraités en un mois ou une année donnée est dérivé à partir de la question sur les raisons de la fin de l'emploi, l'une des réponses à cette question étant « avoir pris sa retraite». Cette question est posée aux personnes sans emploi au moment de l'enquête mais ayant rapporté avoir travaillé au cours des 12 mois précédents[9]. Les fins d'emploi pour raison de retraite sont retenues uniquement pour les personnes de 50 ans et plus.

Les retraites captées par l'EPA ne correspondent pas nécessairement à des retraites définitives, à des premières retraites ou à des retraites d'un emploi de carrière. L'EPA capte le phénomène de la retraite, tel que rapporté et perçu par le répondant au moment de l'enquête.

L'EPA étant une enquête transversale, elle ne permet cependant pas de capter les multiples états d'une personne, s'il y a lieu, entre le moment où elle prend une première retraite et une retraite définitive.

Durée anticipée de vie en emploi par niveau de scolarité

Pour construire les tables de durée anticipée de vie en emploi par niveau de scolarité, on a d'abord estimé des tables de mortalité correspondant à ces différents niveaux. Pour cela, on a utilisé les quotients de mortalité estimés par Wilkins et coll. (2008) à partir de l'étude canadienne du suivi de la mortalité selon le recensement entre 1991 et 2006. Les niveaux de scolarité alors utilisés étaient les suivants : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires (ou certificat d'une école de métiers), certificat ou diplôme d'études postsecondaires (de niveau inférieur au baccalauréat) et grade universitaire (baccalauréat, maîtrise ou doctorat). Pour des raisons de taille d'échantillon, nous avons regroupé ces niveaux de scolarité sous 3 groupes, soit « Moins d'un diplôme d'études secondaires » « Diplôme d'études secondaires ou de métiers » et « Études postsecondaires, partielles ou complètes de niveau universitaire ou non ».

À partir des quotients de mortalité observés entre 1991 et 2006 selon les trois niveaux de scolarité retenus, on a calculé des ratios de quotients de mortalité par rapport à la mortalité pour l'ensemble de la population, par année d'âge et selon le sexe. Les ratios ont par la suite été appliqués aux quotients de mortalité annuels servant à la construction des tables de mortalité canadienne (CHMD) pour la période 1991-2007. Pour les années 2008 et 2009, on a appliqué les ratios de mortalité aux quotients de mortalité servant aux projections de population de Statistique Canada. Ces ratios ont été gardés constants pour l'ensemble de la période allant de 1991 à 2009, soit la période couverte par la présente étude. Cette hypothèse de ratios constants a pour effet de réduire quelque peu au fil des années l'espérance de vie différentielle entre niveau de scolarité.

Les tables de durée anticipée de vie en emploi et à la retraite ont par la suite été calculées en utilisant les taux de retraite observés par année d'âge dans l'EPA pour chacun des niveaux de scolarité retenus.

9 Avant 1997, cette question n'était pas posée aux personnes mises à pied de façon temporaire alors qu'elle l'était par la suite.

Références

BÉLANGER Alain., et D. LARRIVÉE. 1992. « New Approach for Constructing Canadian Working Life tables, 1986-1987 », Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe, vol. 9.

BERNARD, André. et Diane GALARNEAU, 2010. « Les mises à pied au Canada », L'emploi et le revenu en perspective, vol. 11, nº 5, mai, produit no 75-001 au catalogue de Statistique Canada, http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=75-001-X201010511161&lang=fra (site consulté le 1er novembre 2012).

BURNIAUX, Jean-Marc, Romain DUVAL et Florence JAUMOTTE. 2004. Coping with Ageing: A Dynamic Approach to Quantify the Impact of Alternative Policy Options on Future Labour Supply in OECD Countries, OECD Economic Department, document de travail nº 371, Paris, Organisation de coopération et de développement économiques, 91 p., http://search.oecd.org/officialdocuments/displaydocumentpdf/?doclanguage=en&cote=eco/wkp(2003)25 (site consulté le 30 octobre 2012).

BRZOZOWSKI M. et T. F. CROSSLEY, Understanding the Outcomes of Older Job Losers, Social and Economic Dimensions of an Aging Population (SEDAP), document de recherche no 264, Hamilton, Ontario, 40 p., http://socserv.mcmaster.ca/sedap/p/sedap264.pdf (site consulté le 1er novembre 2012).

CARRIÈRE, Yves, et Diane GALARNEAU. 2011. « Reporter sa retraite : une tendance récente? », L'emploi et le revenu en perspective, vol. 23, nº 4, hiver, produit no 75-001-X au catalogue de Statistique Canada, http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=75-001-X201100411578&lang=fra (site consulté le 30 octobre 2012).

CASTONGUAY, Claude, et Mathieu LABERGE. 2010. La longévité: une richesse, Centre universitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO), document de travail no 2010RP-01, Montréal, Québec, 113 p., http://www.cirano.qc.ca/pdf/publication/2010RP-01.pdf (site consulté le 1er novembre 2012).

CHAN, Sewin, et Ann H. STEVENS. 1999. Employment and retirement following late career job loss, Rutgers University, Department of economics, document de travail nº 199903, New Brunswick, New Jersey, 12 p., ftp://snde.rutgers.edu/Rutgers/wp/1999-03.pdf (site consulté le 1er novembre 2012).

CHAN, Sewin, et Ann H. STEVENS. 2002. How Does Job Loss Affect the Timing of Retirement? National Bureau of Economic Research, document de travail no 8780, Cambridge, Massachusetts, 35 p., http://www.nber.org/papers/w8780 (site consulté 30 octobre 2012).

DENTON, Frank T., et Byron G. SPENCER, 2009. Population Aging, Older Workers, and Canada's Labour Force, Social and Economic Dimensions of an Aging Population (SEDAP), document de recherche no 256, Hamilton, Ontario, 29 p., http://socserv.mcmaster.ca/sedap/p/sedap256.pdf (site consulté le 30 octobre 2012).

DENTON, Frank T., Christine H. FEAVER et Byron G. SPENCER. 2009. Cohort Working Life Tables For Older Workers, Social and Economic Dimensions of an Aging Population (SEDAP), document de recherche nº 247, Hamilton, Ontario, 69 p., http://socserv.mcmaster.ca/sedap/p/sedap247.pdf (site consulté le 30 octobre 2012).

DUBÉ, Vincent. 2004. « Les mal-aimés du marché du travail », L'emploi et le revenu en perspective, vol. 5, nº 4, avril, produit nº 75-001-X au catalogue de Statistique Canada, http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=75-001-X20041046844&lang=fra (site consulté le 30 octobre 2012).

DUXBURY, Linda, HIGGINS, Chris et Bonnie SCHROEDER. 2009. Balancing Paid Work and Caregiving Responsibilities: A Closer Look at Family Caregivers in Canada. Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, rapport de recherche nº 51061, Ottawa, Ontario, 199 p. http://www.cprn.org/doc.cfm?doc=1997&l=en (site consulté le 1er novembre 2012).

FINNIE, Ross, et David GRAY. 2011. Labour Force Participation of Older Displaced Workers in Canada : Should I Stay of Should I Go? Institut de recherche en politiques publiques, étude nº 15, Montréal, 36 p., http://www.politiquessociales.net/IMG/pdf/IRPP_Study_no15.pdf (site consulté le 30 octobre 2012).

GROUPE D'EXPERTS SUR LES TRAVAILLEURS ÂGÉS. 2008. Soutien et engagement des travailleurs âgés dans la nouvelle économie, Ressources humaines et Développement des compétences Canada, http://www.rhdcc.gc.ca/fra/publications_ressources/pmt/eta/2008/page00.shtml (site consulté le 30 octobre 2012).

HERING, Martin, et Thomas R. KLASSEN. 2010. Is the 70 the New 65? Raising the Eligibility Age in the Canada Pension Plan. Mowat Centre for Policy Innovation, Toronto, Ontario, 20 p., http://www.mowatcentre.ca/research-topic-mowat.php?mowatResearchID=53 (site consulté le 1er novembre 2012).

HICKS, Peter. 2011. « The Surprisingly Large Policy Implications of Changing Retirement Durations », Social and Economic Dimensions of an Aging Population (SEDAP), document de recherche nº 284, Hamilton, Ontario, 59 p., http://socserv.mcmaster.ca/sedap/p/sedap284.pdf (site consulté le 1er novembre 2012).

HICKS, Peter, 2012. « Later Retirement: the Win-Win Solution », commentaire nº 345, Pension Policy, Institut C.D. Howe, 23 p., Toronto, Ontario, 28 p., http://www.politiquessociales.net/IMG/pdf/Commentary_345.pdf (site consulté le 1er novembre 2012).

Janice M. KEEFE, Lucy KNIGHT, Anne MARTIN-MATTHEWS et Jacques. LÉGARÉ, 2010. « Key issues in human resource planning for home support workers in Canada », Work: A Journal of Prevention, Assessment, and Rehabilitation, vol.40, nº 1, http://www.msvu.ca/site/media/msvu/Key%20issues%20in%20human%20resource%20planning%20for%20home%20support%20workers%20in%20Canada.pdf (site consulté le 1er novembre 2012).

KEEFE, Janice, Jacques. LÉGARÉ et Yves CARRIÈRE. 2007. « Developing new strategies to support future caregivers of the aged in Canada: Projections of need and their policy implications », Canadian Public Policy, vol. 33, nº spécial, http://www.msvu.ca/site/media/msvu/2007%20Developing%20new%20strategies%20to%20support%20future%20caregivers%20of%20the%20aged%20in%20Canada(1).pdf (site consulté le 1er novembre 2012).

LAFRENIÈRE, Sylvie A., Yves CARRIÈRE, Laurent MARTEL et Alain BÉLANGER. 2003. « Personnes âgées en perte d'autonomie et source d'aide », Rapports sur la santé, vol. 14, nº 4, produit nº 82-003-X au catalogue de Statistique Canada http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=82-003-X20020046595&lang=fra (site consulté le 1er novembre 2012).

MARTEL, Laurent, Eric. CARON MALENFANT, Jean-Dominique MORENCY, André LEBEL, Alain BÉLANGER et Nicolas BASTIEN. 2011, « La population active canadienne : tendances projetées à l'horizon 2031 », L'Observateur économique canadien, vol. 24, nº 8, produit nº 11-010-X au catalogue de Statistique Canada, http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=11-010-X201100811537&lang=fra (site consulté le 30 octobre 2012).

MINTZ, Jack M. 2009. Rapport sommaire des travaux de recherche sur le niveau adéquat du revenu de retraite, Université de Calgary, École de politique publique, préparé pour le Groupe de travail sur le niveau adéquat du revenu de retraite, ministère fédéral des Finances, http://www.fin.gc.ca/activty/pubs/pension/riar-narr-fra.asp (site consulté le 30 octobre 2012).

NEILL, Christine, et Tammy SCHIRLE. 2007. « Remain, Retrain or Retire : options for older workers following job loss », Retirement Policy Issues in Canada, publié sous la direction de Michael G. Abbott, Charles M. Beach, Robin W. Boadway et James MacKinnon, McGill-Queen's University Press. http://jdi-legacy.econ.queensu.ca/Publications/RetirementPolicyIssues.html (site consulté le 1er novembre 2012).

PARK, Jungwee. 2010. « Facteurs de santé et retraite anticipée chez les travailleurs âgés », L'emploi et le revenu en perspective, vol. 11, nº 6, produit nº 75-000-X au catalogue de Statistique Canada, http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=75-001-X201010611275&lang=fra (site consulté le 1er novembre 2012).

SCHELLENBERG, Grant, et Yuri OSTROVSKY. 2008. « Rapport de l'Enquête sociale générale de 2007 : planification de retraite et attentes des travailleurs plus âgés », Tendance sociales canadiennes, nº 86, produit no 11-008-X au catalogue de Statistique Canada, http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=11-008-X200800210666&lang=fra (site consulté le 1er novembre 2012).

SCHIRLE, Tammy. 2010. « Health, Pensions, and Retirement Decision : Evidence from Canada », Canadian Journal on Aging / La Revue canadienne du vieillissement, vol. 29, nº 4. (site consulté le 1er novembre 2012).

Tjepkema, Michael et Russell Wilkins. 2011. « Espérance de vie restante à l'âge de 25 ans et probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans, selon la situation socioéconomique et l'ascendance autochtone Canada », Rapports sur la santé, vol. 22, nº 4, décembre, publication nº 82-003-X au catalogue de Statistique Canada, http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=82-003-X201100411560&lang=fra, (site consulté le 1er novembre 2012).

VÉZINA, Mireille, et Martin TURCOTTE. 2010 « Aider un parent qui habite loin de chez soi : les répercussions Canada », Tendances sociales canadiennes, nº 89, produit nº 11-008-X au catalogue de Statistique Canada, http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=11-008-X201000111072&lang=fra (site consulté le 1er novembre 2012).

WILKINS, Russell, Michael TJEPKEMA, Cameron MUSTARD et Robert CHOINIÈRE. 2008. « Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001 Canada », Rapport sur la santé, vol. 19, nº 3, produit nº 82-003-X au catalogue de Statistique Canada, http://www5.statcan.gc.ca/bsolc/olc-cel/olc-cel?catno=82-003-X200800310681&lang=fra (site consulté le 30 octobre 2012)